

DOI: 10.1400/202887

Alberto Marradi, Esther Macrì

[Sono equidistanti le categorie di una scala Likert?]

Alcune risultanze di ricerca¹

Abstract: One obvious, minimal pre-requisite in order to use Likert scores as cardinal numbers in data analysis is that they be perceived as more or less equidistant along the dimension of interest. Already 50 years ago, Johann Galtung among others raised serious doubts about the possibility that respondents actually do consider “agree” and “disagree” as equidistant from “uncertain”, given the well-known frequency of acquiescent response sets. In 1973, Benzecri maintained that the technique he had just launched on the academic market (correspondence analysis) supplied an excellent means to also control the assumption of equidistance of one of Likert’s short answers from the two adjoining ones. In the nineties, three young Italian students applied Benzecri’s technique to three different samples of respondents, and found converging results, all widely apart from the assumed equidistance. This essay replicates their survey on a larger sample of Likert scales coming from a dozen different surveys. Unlike the previous controls, the results diverge largely from one another. Yet, only a few offer a mild support to the assumption of perceived equidistance, while in their majority the results raise all sorts of further doubts about it.

Keywords: Likert, Attitudes, Measurability, Response distributions, Correspondence analysis.

Le scale Likert sono scale cardinali?

E’ pratica comune trattare le scale Likert come cardinali, inserendole in regressioni, sottoponendole ad analisi fattoriali o in componenti principali, e così via. La categoria delle scale a intervalli, introdotta da Stevens (1946), ha funzionato come un salvacondotto, dato che molti l’hanno interpretata come una via di mezzo fra ordinali e cardinali. In realtà, nessuna delle scale generosamente battezzate *interval scales* nelle scienze sociali soddisfa nemmeno lontanamente il requisito posto da Stevens per l’appartenenza a quella categoria: la presenza di un’unità di misura, ovviamente intersoggettiva e replicabile come il grado centigrado (l’unità di misura dell’unica proprietà importante che sia correttamente assegnabile alla categoria creata da Stevens).

In tutte le scale cardinali, prodotte misurando o contando, la distanza fra interi contigui è uguale: la distanza fra 7 metri e 8 metri è uguale alla distanza fra 8 metri e 9 metri, così come la distanza fra 7 mucche e 8 mucche è uguale alla distanza fra 8 mucche e 9 mucche. Fu Thurstone il primo a capire che anche nella rilevazione degli atteggiamenti, per i quali ovviamente non disponiamo di unità di misura intersoggettive e replicabili, una

¹ In questo articolo si riportano i risultati di una ricerca svolta da Esther Macrì, sotto la direzione di Alberto Marradi. Marradi ha redatto il primo e l’ultimo paragrafo; Macrì ha redatto gli altri. Gli autori useranno il plurale per le decisioni prese in comune e il singolare negli altri casi, in cui il plurale suonerebbe spesso artificioso.

sufficiente approssimazione alla cardinalità si poteva ottenere equiparando l'atteggiamento da rilevare a un segmento e immaginando tecniche che lo suddividessero in intervalli uguali fra loro, in modo che le posizioni che delimitavano gli intervalli potessero essere considerate equidistanti fra loro come la serie dei numeri interi. Per questo immaginò un segmento con undici posizioni contrassegnate dalla sequenza degli interi da 0 a 10, e invitò i soggetti del suo laboratorio a collocare ciascuna delle frasi relative a un certo argomento su una delle posizioni, raccomandando ai soggetti di considerare uguali fra loro i dieci intervalli intercorrenti fra le undici posizioni. La scala così costruita poteva poi essere sottoposta al pubblico, senza peraltro rivelare i punteggi attribuiti dai "giudici" a ciascuna frase.

Questa tecnica costituisce il primo serio tentativo di misurare gli atteggiamenti, anche se non si può condividere il tono trionfale con cui Thurstone annunciò la sua creazione alla comunità scientifica, intitolando *Attitudes Can Be Measured* l'articolo in cui la presentava (1928). In realtà questa tecnica non solo non approssima affatto il livello cardinale (perché ogni soggetto stabilisce gli intervalli che vuole, indipendentemente da ogni altro soggetto), ma non garantisce nemmeno il livello ordinale, perché niente garantisce che soggetti diversi ordinino nella stessa maniera le frasi che si sottopongono alla loro valutazione. Resta il fatto che Thurstone, avendo una solida preparazione di base nelle scienze naturali, si rendeva almeno conto del fatto che non si poteva parlare di misurazione, e applicare tecniche adatte a scale cardinali, se — in mancanza di vere unità di misura — non si fosse quanto meno ottenuto per altre vie quella che è una conseguenza automatica dell'applicazione di un'unità di misura (o di conto), cioè l'uguale distanza fra una cifra e la successiva. Il problema era, ed è, che la strada scelta da Thurstone — una raccomandazione ai suoi soggetti di considerare uguali gli intervalli — non dava alcuna garanzia di ottenere il risultato sperato.

Considerando troppo complicate le tecniche elaborate da Thurstone, nel 1932 un altro psicologo americano, Rensis Likert, ideò una maniera assai più semplice per costruire scale, se non cardinali, quanto meno sicuramente ordinali. Anziché identificare le posizioni sulla scala con frasi di senso compiuto — come avevano fatto Allport, Bogardus, Thurstone e tutti quelli che avevano costruito scale in precedenza — chiedendo ai soggetti di collocare le frasi stesse lungo un ipotetico segmento, si limitò a identificare le posizioni sulla scala con formulette come *fully agree*, *partly agree*, *disagree*, e così via. Invitò i soggetti a collocare sul segmento non le intere frasi, ma queste brevi espressioni, riferite a una specifica frase. In sé le espressioni hanno un'autonomia semantica tanto ridotta che l'ordine in cui sono poste si può considerare intersoggettivo. Nessuna persona ragionevole vorrà infatti contestare il fatto che *fully agree*, *partly agree*, *uncertain*, *partly disagree*, *fully disagree* costituiscono una serie ordinata, nel senso che ogni gradino della sequenza esprime un accordo minore del gradino precedente e maggiore del gradino seguente.

Nell'articolo in cui presentava la nuova tecnica, Likert (1932) rinunciò a dichiarare uguali gli intervalli fra le espressioni lungo il segmento, cioè non dichiarò che la sua scala era cardinale. Ma reintrodusse la cardinalità dalla finestra a partire dallo stesso titolo (*Summated Ratings*, valutazioni sommate) che propose inizialmente per lo strumento che in tutto il mondo è stato poi chiamato col suo nome. Le valutazioni che si sommano sono i numeri naturali (1, 2, 3, 4, 5) che si attribuiscono alle cinque espressioni, cioè ai cinque livelli di (dis)accordo; questi numeri si sommano per assegnare a ciascun soggetto un punteggio totale sulla base delle sue reazioni alle varie frasi della scala, in modo da quantificare il suo (supposto) stato sulla proprietà che la scala intende rilevare. Ma non si possono sommare numeri ordinali (1 più 2 fa 3 ma primo più secondo non fa terzo); se si sommano, si

stanno usando come numeri cardinali le etichette numeriche attribuite alle espressioni.

Titolo a parte, Likert usò queste etichette come numeri cardinali anche quando sostituì scale con cinque sole posizioni alle scale che inizialmente avevano sette posizioni; infatti, giustificò questa sostituzione con l'alto coefficiente di correlazione – uno strumento statistico che si può usare solo con variabili cardinali – che aveva riscontrato tra le stesse scale somministrate con cinque o con sette posizioni. Si può dire quindi che lo stesso Likert abbia legittimato, se non benedetto, la pratica di trattare le sue scale come se fossero cardinali.

Come ha intuito Thurstone, lo scostamento dalla linearità può considerarsi lieve se per qualche motivo, strutturale o semantico, la distanza fra coppie di posizioni contigue lungo la scala è simile. Ma più ci si allontana dall'equidistanza, meno è giustificata la pratica di usare come cardinale la scala in questione. Nel caso di una scala semplice come la Likert, il problema si può scomporre in due: l'equidistanza delle due ali della scala (lato dell'accordo e lato del disaccordo) dal suo punto medio ("incerto") e l'equidistanza delle mezze ali (accordo o disaccordo moderato) dal centro ("incerto") e dalle ali estreme (accordo o disaccordo totale).

Nehemiah Jordan ha per primo dedicato un intero articolo (1965) a contestare l'assunto che la distanza delle due ali dal centro fosse uguale, sostenendo che per la maggioranza degli intervistati dichiararsi in disaccordo con una frase è psicologicamente assai più impegnativo che dichiararsi d'accordo. Ciò è confermato dal fatto ben noto che, qualunque fosse o sia l'argomento, la percentuale media delle risposte sul lato dell'accordo è sempre molto più alta dell'analoga percentuale sul lato del disaccordo.

Le argomentazioni di Jordan sono state sottoscritte da Galtung nel suo importante manuale (1967: 98 e 217). Esse risultano pienamente convincenti a chiunque abbia riflettuto sul comportamento degli intervistati nel rispondere alle scale Likert, o sulle distribuzioni di frequenza di tali risposte, sempre pesantemente sbilanciate verso il lato dell'accordo. Mancava però al momento una tecnica capace di confermare empiricamente queste argomentazioni ricostruendo la distanza fra le posizioni percepita da un campione di soggetti. E' stato Benzécri, nel secondo volume della sua *Analyse des données*, a colmare questa lacuna, mostrando che l'analisi delle corrispondenze (qui di seguito indicata come ac) può essere usata anche per stimare la distanza mediamente percepita da un campione di intervistati fra le posizioni di una scala (1973: 475 ss.).

Due anni dopo l'uscita di questa nuova edizione del secondo volume di Benzécri, Ernesto Amisano e Giuseppe Rinaldi (1988) decisero di somministrare agli studenti-lavoratori che frequentavano i loro corsi un questionario che includeva una "scala di ideologia" con una chiusura Likert a 7 posizioni, usata da Blackburn e Mann per una ricerca sul mercato del lavoro in una città industriale inglese (1975). Il questionario fu auto-compilato dai frequentanti: 891 persone nel 1980 e 680 nel 1984.

Tra i vari punti del saggio che ne seguì, la cosa più interessante era per me l'applicazione dell'ac alle due batterie (1980 e 1984), con la conseguente ricostruzione in un grafico a due dimensioni (analogo a quelli mostrati nei paragrafi che seguono) delle distanze mediamente percepite dai soggetti fra le 7 posizioni di quella scala Likert. Suggerii quindi ad Emilia Pampanin di applicare l'ac alla batteria costituita dalle tre scale Likert che stava usando per il suo lavoro di tesi. Pampanin aveva intervistato un campione di 120 neo-laureati dell'università di Bologna e di 100 adulti estratti con un campionamento sistematico dall'elenco telefonico di Bologna. I risultati delle tre analisi (batteria del 1980, batteria del 1984 e batteria bolognese) erano in larga misura coincidenti, e qui li presento analiticamente, dato che il controllo svolto da Macrì e descritto nei paragrafi seguenti ha dato esiti diversi per ciascun risultato:

1) Nei diagrammi che presentano i risultati delle ac, le tre categorie del disaccordo (nettamente contrario, contrario e un po' contrario) erano sempre molto più vicine fra loro di quanto lo fossero le corrispondenti categorie dell'accordo (pienamente d'accordo, d'accordo, piuttosto d'accordo); ciò significa che l'intervistato medio non percepiva grandi differenze fra loro. Inoltre la loro posizione nei diagrammi indicava che erano percepite tutte come impegnative.

2) la categoria intermedia ("incerto") era molto più vicina a quelle del disaccordo che a quelle dell'accordo.

3) questa categoria aveva un'ordinata più alta di quello che ci si poteva attendere. In altre parole, dichiararsi "incerto" era percepito dei più come una presa di distanza dalla frase in questione, e quindi come una risposta piuttosto impegnativa.

4) la mezz'ala (posizione moderata) sul lato dell'accordo ("abbastanza d'accordo", "piuttosto d'accordo", o semplicemente "d'accordo" in quanto distinta da "pienamente d'accordo") aveva in genere l'ordinata più bassa di tutte: era cioè percepita come la meno impegnativa. Questo risultato era pienamente congruente con quanto è ben noto a proposito degli *acquiescent response sets*, cioè del fatto che molti intervistati scelgono la categoria dell'accordo blando senza riflettere, per togliersi d'impiccio al più presto.

5) la categoria dell'accordo estremo si collocava sempre in un angolo alto del diagramma, molto lontana da quella dell'accordo moderato. Dichiararsi "completamente d'accordo" o "pienamente d'accordo" con una qualsiasi frase era pertanto sentito come assai impegnativo dagli intervistati.

Come detto, i risultati ottenuti da Pampanin su poco più di 200 bolognesi con istruzione più alta della media confermavano quelli di Amisano e Rinaldi con quasi 1600 lavoratori alessandrini a basso livello d'istruzione. Il lavoro della prima non si concluse in tempo per pubblicarne una sintesi nella stessa antologia (Marradi 1988, a cura di) in cui era apparso il saggio degli altri due. Verrà poi pubblicato in un'antologia sulle scale Likert (Marradi, Gasperoni 2002, a cura di) in calce all'articolo dei due piemontesi (Amisano, Rinaldi, Pampanin 2002).

L'insieme degli scostamenti dall'equidistanza rilevati dai tre autori e analiticamente elencati sopra formava un quadro convincente alla luce di quello che si può ricostruire intuitivamente dei processi psichici che si attivano quando un intervistato reagisce alle frasi di una scala Likert. Ma questo non esimeva certo dal compito di controllare la robustezza dei risultati stessi, cioè la loro generalizzabilità ad altre ricerche e ad altre popolazioni: compito di cui si è fatta carico Esther Macrì, alla quale Giancarlo Gasperoni ed io abbiamo messo a disposizione numerosi *files* di sondaggi con i relativi questionari. Macrì ha scelto i questionari che includevano scale Likert con un numero sufficiente di frasi, e li illustra nel paragrafo che segue.

I questionari analizzati

I questionari analizzati in questa ricerca sono presentati nella tabella 1, in ordine decrescente di ampiezza dell'ambito territoriale e di ampiezza e varietà del campione. Ogni questionario è identificato con un'etichetta, cui si farà riferimento nel prosieguo.

Nella tabella sono indicati gli autori o committenti della ricerca e l'anno di somministrazione²; il tema di ciascun questionario è individuato con particolare riferimento ai temi delle scale Likert analizzate. Nelle ultime due colonne sono indicati il numero dei casi e la figura dedicata a quella ricerca in questo articolo.

2 I risultati di alcune di quelle indagini sono stati successivamente utilizzati in diverse pubblicazioni: cfr. ad es. Barnes, Sani 1973 e 1974; Sani 1976a; Sani 1976b; Tullio-Altan, Cartocci 1979; Iard 1990, Secondulfo 2005). La maggior parte degli altri lavori è inedita: si tratta di sondaggi commerciali (Computel 1987 e 1990; Eurisko 1988; Doxa 1989) o di tesi di laurea (Sapignoli, Seligardi; Giovani, Pellizzari).

Tabella 1 - I questionari analizzati

	AMBITO	POPOLAZIONE	N	FIGURA
FUMO (Computel, 1987) <i>atteggiamento verso il fumo</i>	Italia	adulti	4994	8
SURITA680 (Barnes, Sani, 1968) <i>atteggiamento verso la politica e le istituzioni</i>	Italia	adulti	1925	12
SURITA72 (Barnes, Sani, 1972) <i>atteggiamento verso la politica e le istituzioni</i>	Italia	adulti	1841	9
CIECHI (Doxa, 1989) <i>atteggiamento verso i non vedenti</i>	Italia	adulti	1085	4
INSEG (Iard, 1990) <i>opinioni sulla scuola italiana</i>	Italia	insegnanti	5000	5
RELIG (Eurisko, 1988) <i>atteggiamento verso la religione</i>	Italia	giovani 19-25 anni	1473	2
FONDI (Computel, 1990) <i>opinioni sui fondi comuni d'investimento</i>	Italia	adulti 25-60 anni	504	11
SURGIOLO (Tullio-Altan, Cartocci, 1976) <i>valori dei giovani lombardi</i>	Lombardia	giovani 14-25	801	3
EMILIA (Sapignoli, Seligardi, 1988) <i>atteggiamento verso emancip. femminile, immigrazione meridionale e sindacati</i>	Emilia-Romagna	adulti emiliani	200	7
TOSCANA (Giovani, Pellizzari, 1989) <i>atteggiamento verso l'ambiente e l'emancipaz. femminile</i>	Toscana	adulti metà laureati e metà con la licenza media	100	10
VERONA (Morlandi, Secondulfo, 2003) <i>valori degli universitari</i>	Verona	studenti universitari	444	6

L'analisi delle corrispondenze: breve descrizione della tecnica.

L'ac è una tecnica di tipo fattoriale che fornisce rappresentazioni sintetiche di vaste matrici di dati. Come tutte le tecniche di tipo fattoriale, sintetizza le variabili attraverso una o più combinazioni delle stesse, che vengono chiamate fattori, e raggruppa i casi che si presentano omogenei rispetto a un certo gruppo di variabili (Di Franco 2007).

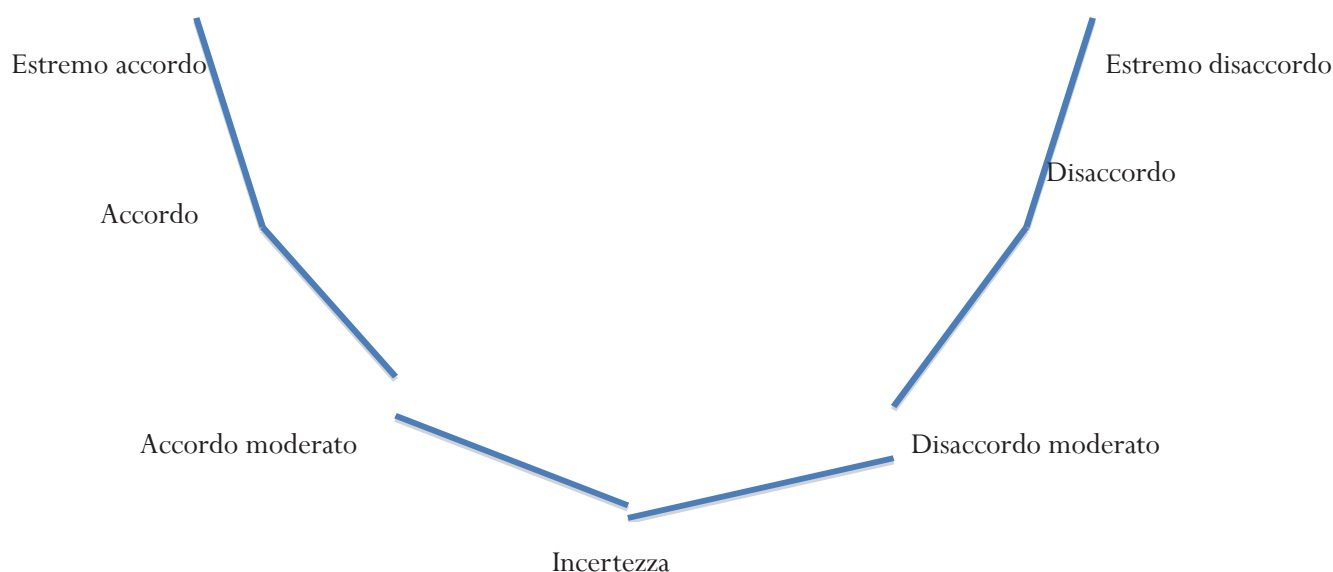
Dal punto di vista tecnico può essere considerata una particolare forma di analisi in componenti principali, con la quale presenta somiglianze sia dal punto di vista matematico sia dal punto di vista geometrico; la differenza sta nel fatto che l'analisi in componenti principali può essere applicata solo a variabili cardinali (Di Franco, Marradi 2003). La matrice che viene sottoposta all'analisi delle corrispondenze è invece una tabella di contingenza fra due o più variabili categoriali.

Le rappresentazioni che otteniamo con questa tecnica sono di natura geometrica; la vicinanza tra i punti è interpretata come prossimità semantica (Amaturo 1989). Queste rappresentazioni sono il pregio dell'analisi delle corrispondenze, in quanto consentono di avere un'immagine sintetica di matrici molto vaste. La tecnica è stata elaborata nell'ambito della scuola francese dell'*analyse des données*, guidata da Jean Pierre Benzécri e affermata a partire dagli anni '70. La notorietà della scuola si deve in gran parte proprio all'analisi delle corrispondenze.

Per questa ricerca ho costruito, basandomi sulle distribuzioni di frequenza, matrici che avevano in riga le frasi delle scale Likert analizzate e in colonna le categorie di risposta. Applicando l'ac a questo genere di matrici vengono estratti due fattori che nella letteratura tecnica sono interpretati come la rappresentazione della dimensione accordo-disaccordo (primo fattore) e dell'intensità dell'atteggiamento (secondo fattore).

Una rappresentazione coerente con l'assunto di equidistanza e con il valore semantico delle categorie di risposta previste dalle scale Likert dovrebbe quindi avere grosso modo la forma del diagramma in figura 1.

Figura 1- Il tipo di diagramma che produrrebbe l'ac se le categorie di risposta alle scale Likert fossero equidistanti



Per l'analisi si è fatto uso del programma SPAD.N (*système portable pour l'analyse des données*), sebbene anche il più diffuso SPSS, nelle sue ultime versioni, consenta di effettuare un'ac. La scelta è dovuta al fatto che SPAD.N è il programma giudicato più adatto dagli esperti (Amaturo 1989) in quanto prodotto dalla scuola francese di *analyse des données*; per questo motivo è stato usato anche da chi ha svolto analisi simili a questa su dati ricavati da scale Likert (Amisano, Rinaldi e Pampanin 2002); di qui la scelta di dare continuità con i lavori precedenti anche dal punto di vista informatico.

I risultati dell'analisi

Le analisi di cui espongo i risultati partono sempre da matrici costituite da tabelle di contingenze opportunamente sistemate. Per ogni matrice sottoposta ad analisi ho ottenuto con SPAD.N le coordinate dei punti, i pesi relativi e un grafico. Ho poi trasferito le coordinate ottenute in Excel e creato con quel programma grafici isomorfi rispetto a quelli ottenuti con SPAD.N, ma meglio leggibili.

Come si diceva, i valori delle categorie sui primi due fattori sono rappresentati su un diagramma cartesiano. Le distanze tra i punti, facilmente leggibili nei grafici, rappresentano la percezione che l'insieme degli intervistati ha della distanza semantica tra le categorie. Le categorie con valori negativi sull'ordinata (e quindi posizionate più in basso nel grafico) sono quelle sentite come meno impegnative dagli intervistati; quelle con valori alti e positivi sono state invece percepite come impegnative. Questo perché il secondo fattore rileva l'intensità dell'atteggiamento.

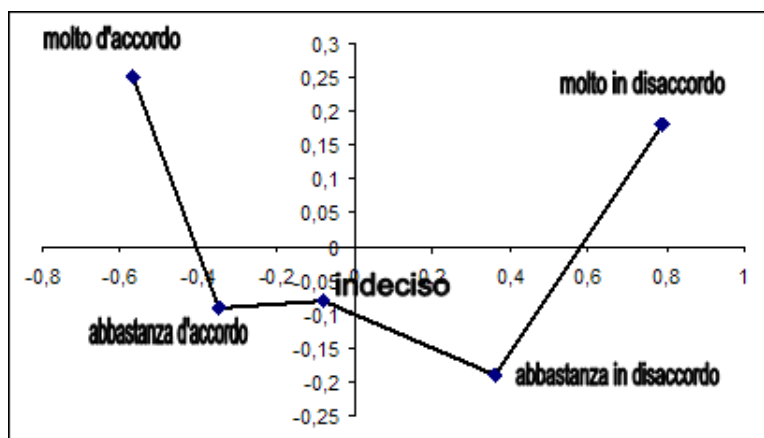
Abbiamo suddiviso i risultati delle dodici analisi svolte in due gruppi: quelli che sembrano contraddire l'assunto dell'equidistanza tra le categorie e quelli che appaiono almeno in parte corroborarlo. Da nessuna analisi è peraltro emersa un'equidistanza davvero soddisfacente tra le categorie di risposta proposte dalle scale Likert.

I) *Risultati che non contraddicono palesemente l'assunto di equidistanza delle categorie.* I risultati di sei analisi su dodici non sono nettamente contrari all'assunto di equidistanza tra le categorie, ma presentano tutti qualche anomalia. In particolare la categoria intermedia tende in diversi casi a interrompere la regolarità degli intervalli tra le categorie.

Dai risultati dell'analisi applicata ai dati ricavati dalla ricerca sui giovani e la Costituzione, da noi chiamata *relig*, emerge che tutte le categorie sono state percepite come equidistanti eccezion fatta per la categoria intermedia *indeciso*, che si trova a poca distanza da *abbastanza d'accordo*, e quindi più vicina alla categoria del consenso moderato che a quella del dissenso.

La distanza delle mezze ali tra loro e dalla categoria intermedia è minore della distanza tra ciascuna mezz'ala e ciascuna ala, il che è ragionevole. Anche le posizioni delle categorie sull'ordinata sono conformi alle aspettative salvo quella della categoria *indeciso*, che dovrebbe avere un'ordinata più bassa.

Figura 2 - I risultati dell'ac applicata ai dati del questionario sull'atteggiamento verso la religione (1473 casi)



Tutte e tre le categorie intermedie sono collocate in una posizione che mostra come siano state percepite dagli intervistati come poco impegnative, anche se la categoria che occupa la posizione più bassa è *abbastanza in disaccordo*, e ciò non è coerente con le teorie sull'*agreement bias*, che invece risultano confermate da altre analisi presenti sia in questo lavoro sia nei lavori precedenti (Amisano, Rinaldi, Pampanin 2002). Questa apparente anomalia può essere spiegata con un riferimento alle frasi della scala Likert somministrata agli intervistati in questa ricerca (tabella 2).

Tabella 2 – Le frasi della scala Likert nel questionario sull'atteggiamento nei confronti della religione

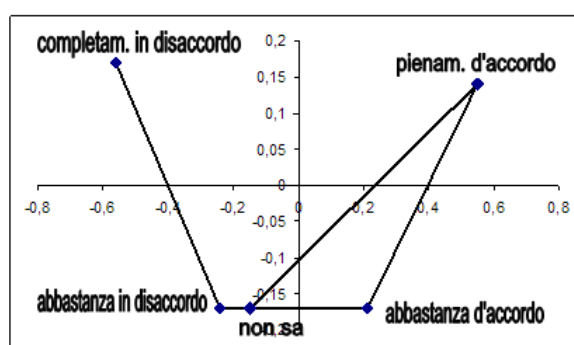
C'è una realtà soprannaturale al di là del mondo fisico e materiale
Condanno la religione perchè la considero un comportamento magico/superstizioso/irrazionale
Assumo la fede religiosa come il significato fondamentale della mia esistenza
La religione è utile socialmente perchè concilia i contrasti, clama gli animi e spinge ad aiutare i poveri
Le istituzioni ecclesiastiche stanno di preferenza dalla parte dei potenti e dei ricchi
Con i tempi che corrono non si riesce a pensare alla religione

Le frasi proposte sono nella maggior parte dei casi estreme in una delle due direzioni: si va dalla condanna della religione come superstizione all'assunzione della religione come significato fondamentale della propria vita. Si può quindi pensare che gli intervistati abbiano sentito come meno impegnativa la categoria del disaccordo moderato perché dichiararsi anche blandamente in accordo con queste frasi appariva troppo impegnativo.

Le categorie *molto d'accordo* e *molto in disaccordo* sono state percepite, coerentemente con il loro valore semantico, come estreme, e quindi più impegnative. Anche i risultati dell'ac applicata ai dati della ricerca sui giovani lombardi, da noi chiamata *surgio* (figura 3), potrebbero essere intesi come favorevoli all'assunto, dato che la posizione delle categorie sull'ordinata è conforme alle aspettative. Tuttavia la categoria intermedia *non sa*, che nell'ordine delle categorie previsto dal questionario si trovava in fondo all'elenco, dopo *pienamente d'accordo*, presenta valori molto vicini a quelli di *abbastanza in disaccordo*. Il segmento che nella fig. 3 collega direttamente le

categorie *pieno accordo* e *non sa* dipende appunto dal fatto che la codifica numerica attribuita a *non sa* era 5, quindi successiva a quella attribuita a *pieno accordo* (4).

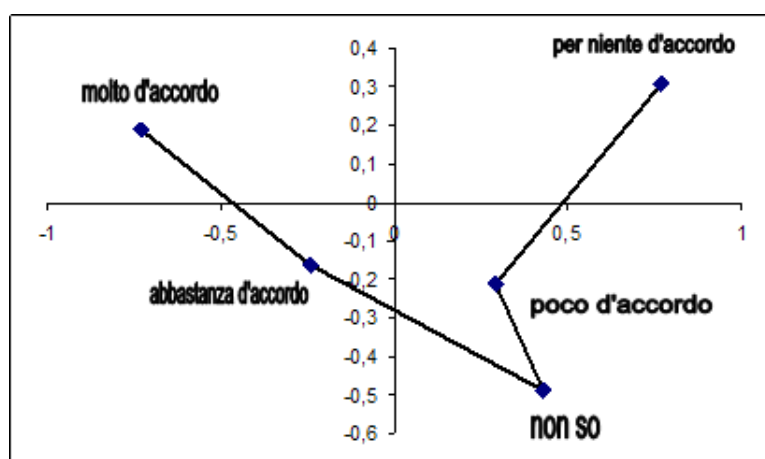
Figura 3 - I risultati dell'ac applicata ai dati del questionario della ricerca in Lombardia (801 casi).



Da questo rilievo consegue un consiglio relativo al testo dei questionari: non è il caso di presentare la categoria intermedia in fondo alla lista, ma si deve inserirla sempre in posizione intermedia tra le categorie dell'accordo e quelle del disaccordo.

Nei risultati dell'analisi applicata ai dati del questionario di Computel sugli atteggiamenti degli italiani nei confronti dei non vedenti, che abbiamo chiamato *ciechi*, la posizione delle categorie sull'ordinata è grosso modo conforme alle aspettative. Nella figura 4 solo le categorie *non so* e *poco d'accordo* sono troppo vicine tra loro, mentre tra le altre categorie intercorre approssimativamente la stessa distanza.

Figura 4 - I risultati dell'ac applicata ai dati del questionario di Computel sull'atteggiamento verso i non vedenti (1085 casi)

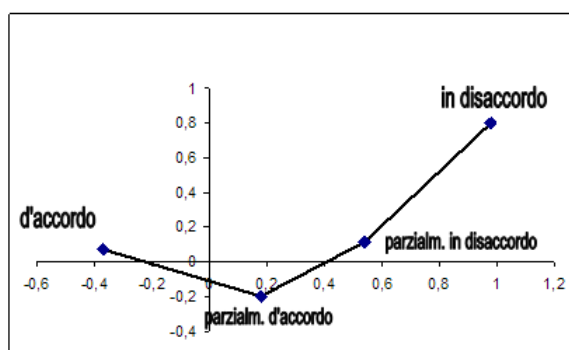


Tuttavia la posizione della categoria *poco d'accordo* sull'ascissa mostra che è stata interpretata non come blandamente negativa ma come blandamente positiva, dato che è a sinistra del *non so*. Probabilmente è stato letto da alcuni come "un poco d'accordo". Anche i risultati dell'analisi applicata ai dati della ricerca IARD sugli insegnanti della scuola italiana, da noi chiamata *inseg*, sembrano confermare le aspettative, pur con qualche eccezione.

Come ho detto, sui dati di questa ricerca ho condotto due analisi separate perché le etichette verbali usate

erano differenti nelle due batterie. Nei risultati dell'ac applicata ai dati della prima batteria (che non presentiamo perché molto simili ai risultati relativi alla seconda batteria, sui quali vedi la figura 5), la posizione sull'ordinata della categoria *d'accordo* è molto più bassa rispetto alle posizioni delle categorie del disaccordo, e risulta addirittura meno intensa del dissenso moderato. Inoltre la posizione molto bassa e centrale della categoria *prevalentemente d'accordo* lascia supporre che gli intervistati l'abbiano percepita come una categoria intermedia, dato che una categoria esplicitamente intermedia non era prevista dal questionario. E' il caso di ricordare che questo campione era composto esclusivamente da insegnanti, persone abituate al lavoro intellettuale; non meraviglia che siano andati più vicini degli altri a percepire le categorie come equidistanti tra loro, come la tecnica prevede.

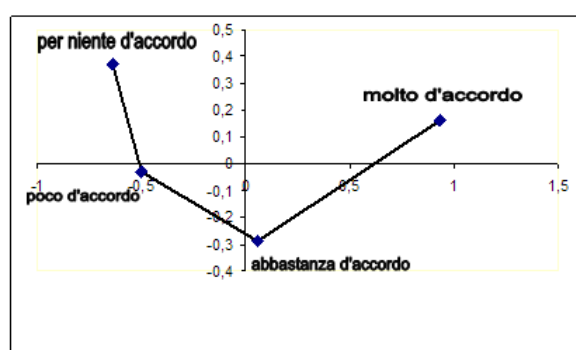
Figura 5 - I risultati dell'ac applicata ai dati del questionario IARD agli insegnanti (5.000 casi)



I risultati dell'analisi della seconda batteria della ricerca sugli insegnanti sono simili (vedi figura 5). Ma la categoria estrema dell'accordo presenta valori assai più bassi di quella estrema del disaccordo, e si trova grosso modo sullo stesso livello del disaccordo moderato. L'etichetta *d'accordo*, quindi, non è stata sentita come impegnativa dagli intervistati, che hanno invece percepito come molto più forte l'etichetta *in disaccordo*. Sembra che la categoria intermedia, non prevista dal questionario, sia stata sostituita dalla categoria del consenso moderato nella percezione degli intervistati.

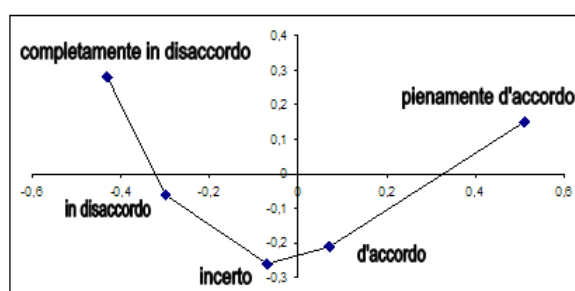
Questa sorta di sostituzione si ritrova anche nei dati della ricerca sugli studenti universitari di Verona (fig. 6), che per il resto sembrano confermare l'assunto di equidistanza tra le categorie. Anche in quel questionario non era prevista la categoria intermedia, e la categoria dell'accordo moderato è andata a posizionarsi esattamente al centro.

Figura 6 - I risultati dell'ac applicata ai dati del questionario della ricerca sugli studenti di Verona (444 casi)



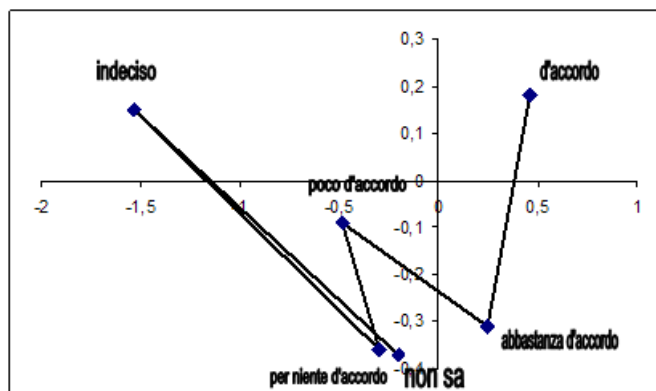
Anche i risultati dell'ac applicata ai dati della ricerca di Sapignoli e Seligardi in Emilia-Romagna non sono nettamente contrari all'assunto di equidistanza tra le categorie di risposta, anche se la distanza tra le categorie dell'accordo è leggermente maggiore di quella che intercorre tra le categorie del disaccordo e la categoria intermedia è molto vicina a quella dell'accordo moderato.

Figura 7 - I risultati dell'ac applicata ai dati del questionario della ricerca in Emilia Romagna (200 casi)



II) *Risultati che contraddicono l'assunto di equidistanza delle categorie.* I risultati dell'analisi svolta sui dati della ricerca sull'atteggiamento verso il fumo, identificata con la sigla *fumo*, sono decisamente a sfavore dell'assunto di equidistanza. Come si può vedere nella figura 8, la distanza tra la categorie *d'accordo* e *abbastanza d'accordo* è nettamente maggiore di quella tra *abbastanza d'accordo* e *poco d'accordo*. Il termine *abbastanza* è per sua natura ambiguo, e in questo caso sembra che gli intervistati lo abbiano percepito come più simile a *poco*; la categoria *indeciso* è molto distante dalle altre, e in una posizione molto strana. Ciò probabilmente dipende dal fatto che nel testo del questionario la categoria *indeciso* era l'ultima della lista sottoposta agli intervistati, dopo *per niente d'accordo*: si capisce dunque come molti intervistati abbiano potuto percepirla come qualcosa di a sé stante, slegata dalle altre.

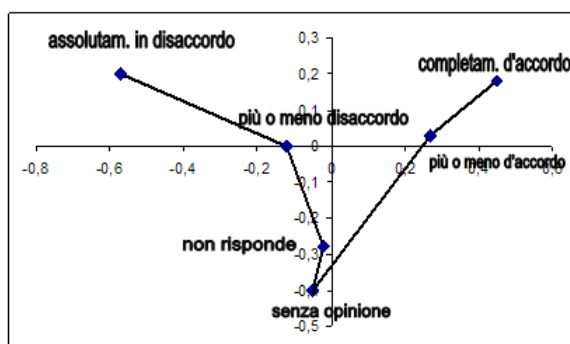
Figura 8 - I risultati dell'ac applicata ai dati del questionario della ricerca sul fumo (4.994 casi)



Invece le categorie *per niente d'accordo* e *non sa* sono vicinissime, come se fossero state percepite come uguali dagli intervistati. E' possibile che scegliendo l'etichetta *non sa* molti intervistati abbiano voluto rifiutare la frase loro sottoposta, come a non volerla neanche prendere in considerazione, così da avvicinare questa categoria di risposta a *per niente d'accordo*. E' molto strana la distanza accentuata tra *indeciso* e *non sa*, due risposte che dal punto di vista semantico parrebbero affini. La posizione della categoria *non sa* indica che si tratta di un'etichetta sentita come poco impegnativa da parte degli intervistati, e ciò è coerente con il significato del termine; ma lo stesso dovrebbe valere per *indeciso*. Invece la categoria *indeciso* si trova in una posizione molto alta nel grafico, alla stessa altezza di *d'accordo*, e quindi è stata percepita come impegnativa da parte degli intervistati, contrariamente a *non sa*. Da questa analisi non emerge certo una qualche idea di equidistanza tra le categorie di risposta.

Nei risultati dell'applicazione dell'ac ai dati del questionario di Barnes e Sani del 1972 (fig. 9) la distanza tra le categorie dell'accordo è minore rispetto a quella che intercorre tra le categorie del disaccordo. Il fatto che le categorie intermedie *senza opinione* e *non risponde*, vicinissime tra loro e percepite come poco impegnative, siano più prossime alle categorie del disaccordo moderato che non a quelle dell'accordo moderato conferma quanto osservato nei lavori precedenti al nostro (Amisano, Rinaldi, Pampanin 2002: 108).

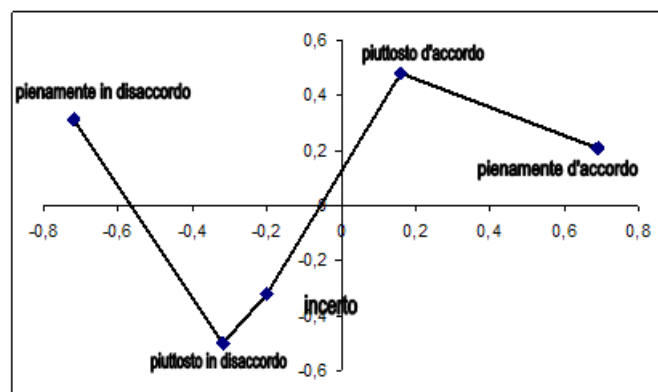
Figura 9 - I risultati dell'ac applicata ai dati della ricerca sull'Ita72 (1.841 casi)



Nel grafico che mostra i risultati dell'ac sui dati della ricerca in Toscana di Giovani e Pellizzari (figura 10), la posizione delle categorie lungo l'ascissa (prima dimensione) è abbastanza conforme alle aspettative, salvo

la dislocazione della categoria *incerto*, lontanissima dall'accordo moderato e vicina al disaccordo moderato. Sembrerebbe dunque che gli intervistati in questa ricerca abbiano percepito la categoria intermedia, *incerto*, come molto simile a *piuttosto in disaccordo*, e quindi come espressione di un dissenso moderato.

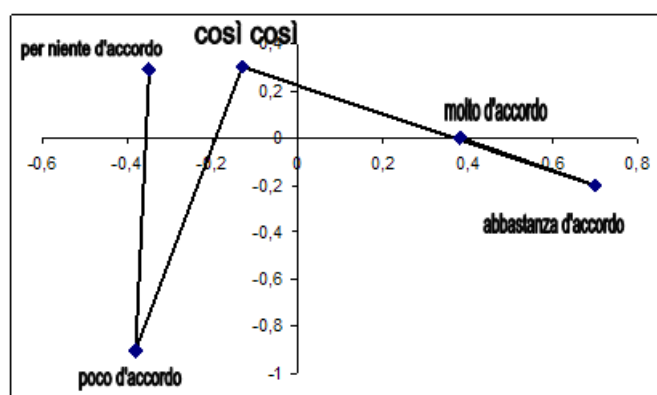
Figura 10 - I risultati dell'ac applicata ai dati del questionario toscano (100 casi)



Inoltre sull'ordinata (seconda dimensione) è del tutto anomala la posizione di *piuttosto d'accordo*, che risulta essere stata percepita come più estrema rispetto a *pienamente d'accordo*.

III) *Casi in cui non è stato rispettato nemmeno l'ordine fra le categorie.* Ancora più preoccupanti sono i casi in cui non è stato rispettato nemmeno l'ordine tra le categorie. Ho trovato due casi del genere sulle dodici ricerche analizzate.

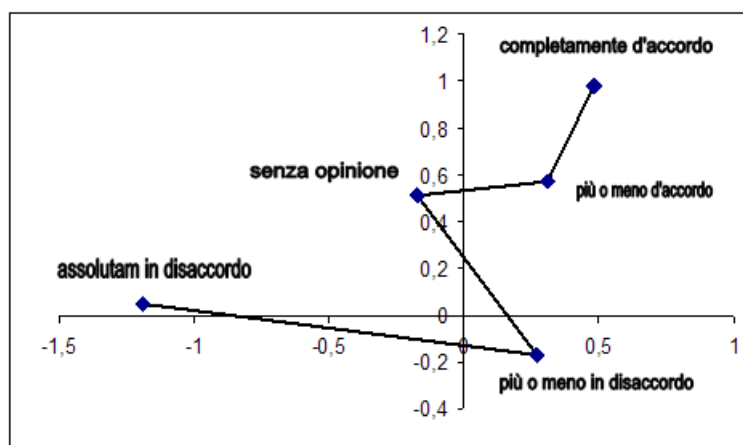
Figura 11 - I risultati dell'ac applicata ai dati del questionario di Computel sui fondi d'investimento (504 casi)



I risultati dell'ac sui dati del questionario Computel sui fondi d'investimento, da noi chiamato *fondi*, riportati nella figura 11, appaiono difficilmente interpretabili. Risulta plausibile solo la posizione della categoria *per niente d'accordo*. La posizione della risposta *poco d'accordo* mostra che gli intervistati le hanno attribuito il ruolo di disimpegno solitamente assegnato alla risposta *abbastanza d'accordo*. Quest'ultima ha invece un'ascissa molto più estrema di *molto d'accordo*, come se fosse stato invertito l'ordine delle due modalità di risposta. Sorprende anche la posizione della risposta *così così*: la sua alta ordinata positiva la fa infatti apparire come fortemente impegnativa, il che sembra molto strano. La sua posizione sull'ascissa, più prossima al versante del disaccordo che a quello dell'accordo, conferma il fatto che gli intervistati tendono a usare queste risposte intermedie per esprimere un moderato dissenso.

Il diagramma che riporta i risultati dell'ac applicata alla scala Likert usata da Barnes e Sani in un sondaggio nazionale del 1968 appare ancora più irregolare, molto diverso da quelli che abbiamo visto finora. Ciò sembra dipendere da una circostanza insolita: il fattore che rappresenta l'intensità dell'atteggiamento è stato estratto per primo, e pertanto appare collocato sull'ascissa anziché sull'ordinata. Su quest'ultima appare collocata la dimensione accordo/disaccordo.

Figura 12 - I risultati dell'analisi delle corrispondenze applicata ai dati del questionario di Barnes e Sani (circa 1800 casi)



Considerando quindi la figura 12 ruotata di 90° in modo da valutarla con gli stessi criteri con cui abbiamo valutato le altre, la sequenza fra le categorie 'più o meno in disaccordo' o 'assoluto disaccordo' risulta invertita in quanto la prima appare esprimere un accordo maggiore della seconda, il che è del tutto controintuitivo.

Questo per quanto riguarda l'ordinata (che in questo caso, come ho detto, rappresenta la dimensione accordo/disaccordo). Sull'ascissa (che in questo caso rappresenta l'intensità) la posizione di queste due risposte

è pienamente corrispondente agli assunti ('assoluto disaccordo' risulta molto intensa e 'più o meno in disaccordo' risulta poco intensa, così come 'più o meno in d'accordo').

E' invece del tutto insolita la posizione di 'completamente d'accordo', che risulta essere la meno intensa di tutte, e di 'senza opinione'. Il fatto che 'senza opinione' sia collegata da un segmento con 'assoluto disaccordo' deriva (come si è visto per le figure 3 e 8) dal fatto che era stata inopportunamente posta in fondo alla lista. Ma questo fatto non spiega minimamente la posizione della risposta nel diagramma, che – sempre considerando che in questo caso l'intensità è rappresentata dall'ascissa – risulta nettamente più intensa di tre delle quattro risposte possibili.

Conclusioni

Come avrà notato il lettore attento, i controlli effettuati da Macrì hanno dato esiti assai diversi a seconda di quale dei precedenti risultati si stava controllando. Vediamo questi esiti, seguendo lo stesso ordine in cui tali risultati erano elencati alla fine del primo paragrafo di questo articolo:

a. Gli intervistati di Amisano, Rinaldi e Pampanin avevano mostrato di non percepire grandi differenze fra le tre categorie del disaccordo (nettamente contrario, contrario e un po' contrario), che apparivano sempre molto vicine sui diagrammi. Invece in tutte le ricerche analizzate da Macrì le categorie del disaccordo sono sempre ben distanziate sul diagramma. Ma questa differenza ha una causa precisa: in tutte queste ricerche la categorie del disaccordo erano solo due. Dato che nel complesso i soggetti erano circa 20.000 (ai numeri della penultima colonna della tab. 1 vanno aggiunti i quasi 2.000 soggetti delle ricerche precedenti), penso si possa concludere che gli intervistati italiani discriminano bene fra due sole categorie di disaccordo (una moderata e una estrema), mentre tendono a sovrapporle se sono più di due. Se questo risultato fosse generalizzabile al di là dell'ambito italiano, esso documenterebbe la saggezza della decisione di Likert (che io stesso ho invece criticato in varie occasioni) di usare scale a 5 anziché a 7 posizioni.

b. Risulta invece pienamente confermato il fatto che la categoria intermedia ("incerto", "non so", "indeciso", "senza opinione") è percepita come una presa di distanza da chi sottopone la frase, dato che nei diagrammi si colloca in genere assai più vicino alle categorie del disaccordo che a quelle dell'accordo.

c. In tre delle scale analizzate non c'erano categorie intermedie: in questi casi la loro funzione è stata assunta dalla categoria dell'accordo moderato (vedi figg. 5 e 6). In altre due scale erano invece presenti 2 categorie intermedie: in un caso (fig. 8) sono state percepite come molto diverse dagli intervistati; nell'altro (fig. 4) sono state percepite come analoghe. In circa la metà degli altri casi, l'ordinata della categoria intermedia era la più bassa, il che significa che era percepita come la meno impegnativa. Il risultato delle analisi precedenti ("la categoria dell'incerto aveva un'ordinata più alta di quello che ci si poteva attendere in astratto") non si può quindi dire confermato.

d. Di conseguenza, le analisi della Macrì non confermano neppure l'altro risultato precedente: la posizione moderata sul lato dell'accordo è la meno impegnativa, perché ai più non costa nulla dirsi abbastanza d'accordo con una qualsiasi frase. Fra le batterie analizzate, questo risulta vero solo quando non era stata prevista la categoria intermedia ("incerto" o simili: vedi figg. 5 e 6). In altri tre casi (figg. 3, 7 e 8) la risposta di favore moderato ("abbastanza d'accordo" o d'accordo) condivide l'ordinata più bassa con altre. In altri due (figg. 10 e 11) la

risposta meno impegnativa risulta essere la posizione moderata sul lato del disaccordo (“abbastanza in disaccordo”, “piuttosto in disaccordo”, “poco d’accordo”). Nei restanti 4 casi, come si diceva poco sopra, è la categoria intermedia ad avere l’ordinata più bassa. Nel complesso, quindi, il controllo ha dato esiti sicuramente non univoci.

e. Non risulta sufficientemente confermato neppure l’ultimo dei precedenti risultati presentati nel par. 1 (la categoria dell’accordo estremo è sentita come assai impegnativa, e quindi nel diagramma si colloca molto lontano da quella dell’accordo moderato). Questo risulta vero solo nella metà dei casi analizzati. In due casi (figg. 2 e 9) la risposta (“molto d’accordo”, “completo accordo”) ha un’ordinata alta, ma non particolarmente lontana dalla categoria intermedia. Negli altri casi le due categorie dell’accordo hanno posizioni invertite in ascissa o in ordinata. Si tratta peraltro anche dei casi in cui i diagrammi hanno la forma più lontana da quella attesa: basta confrontare la fig. 1 con le figg. 9, 10 e 11.

Nel complesso, i risultati dei controlli eseguiti e descritti da Macrì non sono così univocamente negativi per l’assunto di equidistanza delle categorie usate nelle scale Likert come lo erano stati i risultati dei controlli precedenti. L’avverbio ‘univocamente’ va inteso in due sensi: quantitativo, dato che in quasi la metà dei casi gli scostamenti dall’equidistanza non sono gravissimi, e tipologico, dato che – a differenza di quanto avevano riscontrato Amisano, Rinaldi e Pampanin – gli scostamenti, anche quando sono gravi o molto gravi, non vanno tutti nella stessa direzione. I risultati di quei tre autori formavano un quadro tutto sommato convincente; ma il quadro non ha retto alla prova della generalizzazione.

A parte questo – che è comunque un risultato scientifico, come ogni volta che si scopre disordine e variabilità laddove si attendeva ordine e regolarità – dalle analisi di Macrì sembra si possano trarre almeno tre indicazioni metodologicamente preziose. La prima l’ha data lei stessa, quando ha sottolineato il fatto che la posizione in cui la categoria intermedia (“indeciso”, “incerto”) o residuale (“non so”) viene posta nell’elenco di risposte che appare sul questionario influenza pesantemente il modo in cui essa verrà interpretata.

La seconda emerge nitida dal confronto dei risultati di Macrì con quelli precedenti, come ho già evidenziato all’inizio di questo paragrafo. Per quanto possa parere preferibile in quanto più sensibile, la scala a 7 posizioni è da evitare in quanto gli intervistati non sono in grado di discriminare fra le tre posizioni negative, mentre discriminano bene le due posizioni negative presenti in una scala con 5 sole alternative.

La terza emerge dal complesso delle analisi. Non si può affatto dare per scontato che le posizioni di una scala Likert siano percepite come più o meno equidistanti: il più delle volte non è così. Quindi, prima di trattarla come una scala cardinale, è opportuno effettuare preliminarmente un’analisi delle corrispondenze nei modi illustrati in questo articolo

Riferimenti bibliografici

- Amaturo E. (1989), *Analyse des données e analisi dei dati nelle scienze sociali*, Torino: Centro Scientifico.
- Amisano E., Rinaldi G. (1988), *Confronto tra forme diverse di "chiusura" degli items Likert*, in A. Marradi (a cura di), *Costruire il dato. Sulle tecniche di raccolta delle informazioni nelle scienze sociali*, Milano: Franco Angeli.
- Amisano E., Rinaldi G., Pampanin E. (2002), *Sono equidistanti le categorie di una scala Likert?*, in A. Marradi e G. Gasperoni (a cura di), *Costruire il dato 3. Le scale Likert*, Milano: Franco Angeli.
- Barnes S. H., Sani G. (1974), *Mediterranean Political Culture and Italian Politics: An Interpretation*, in «British Journal of Political Science», Vol. 4, No. 3.
- Benzécri J. P. (1973; II ed. 1982), *L'analyse des données*, vol. II, *L'analyse des correspondances*, Paris: Dunod.
- Blackburn R. M., Mann M. (1975), *The Ideologies of Non-skilled Workers*, in M. Bulmer (ed.), *Working-class Images of Society*, London: Routledge.
- Cronbach L. J. (1946), *Response Sets and Test Validity*, in «Educational & Psychological Measurement», VI.
- Di Franco G. (2007), *Corrispondenze multiple e altre tecniche multivariate per variabili categoriali*, Milano: Franco Angeli.
- Di Franco G., Marradi A. (2003), *Analisi dei fattori e analisi in componenti principali*, Acireale-Roma: Bonanno.
- Galtung J. (1967), *Theory and Methods of Social Research*, London: Allen & Unwin.
- IARD (1990), *Insegnare oggi. Prima indagine IARD sul corpo insegnante della scuola italiana*, Bologna: il Mulino.
- Johnson T. et alii (2005), *The Relation Between Culture and Response Styles: Evidence From 19 Countries*, in «Journal of Cross-Cultural Psychology», XXXVI, 2.
- Jordan N. (1965), *The Asymmetry of "Liking" and "Disliking": A Phenomenon Meriting Further Reflection and Research*, in «Public Opinion Quarterly», XXIX, 2.
- Likert R. (1932), *The Method of Constructing an Attitude Scale*, in R. Likert, *A Technique for the Measurement of Attitudes*, in «Archives of Psychology, monogr. n. 140.
- Marradi A. (1985), *Unità di misura e unità di conto*, in «Rassegna Italiana di Sociologia», XXVI, 2.
- Marradi A. (1988, a cura di), *Costruire il dato. Sulle tecniche di raccolta delle informazioni nelle scienze sociali*, Milano: Franco Angeli.
- Marradi A. (2007), *Metodologia delle scienze sociali*, Bologna: Il Mulino.
- Marradi A., Gasperoni G. (2002, a cura di), *Costruire il dato 3. Le scale Likert*, Milano: Franco Angeli.
- Pitrone M. C. (1984), *Il sondaggio*, Milano: Franco Angeli.
- Ricolfi L. (1985), *Operazioni di ricerca e scale*, in «Rassegna Italiana di Sociologia», XXVI, 2.

- Sani G. (1973), *Fattori determinanti delle preferenze partitiche in Italia*, in «Rivista italiana di scienza politica», III.
- Sani G. (1976a), *Mass Level Response to Party Strategy. The Italian Electorate and the Communist Party*, in D. L. M. Blackmer e S. Tarrow (eds), *Communism in Italy and France*, Princeton: Princeton University Press, 1975 (trad. it.: *La nuova immagine del PCI e l'elettorato italiano*, in D. L. M. Blackmer e S. Tarrow, a cura di, *Comunismo in Italia e in Francia*, Milano: ETAS, 1976).
- Sani G. (1976b), *Le elezioni degli anni settanta. Terremoto o evoluzione?*, in «Rivista Italiana di Scienza Politica», VI.
- Secondulfo D. (2005), *La bella età : giovani e valori nel nord-est di un'Italia che cambia*, Milano : Franco Angeli.
- Stevens S. S. (1946), *On the Theory of Scales of Measurement*, in «Science», CIII, n. 2684.
- Thurstone L. L. (1928), *Attitudes Can be Measured*, in «American Journal of Sociology», XXXII, 4.
- Tullio-Altan C., Cartocci R. (1979), *Modi di produzione e lotta di classe in Italia*, Milano: ISEDI.